

家庭社会经济地位与青少年教育期望： 父母参与的中介作用

刘保中 张月云 李建新

(北京大学 社会学系,北京 100871)

(香港中文大学 社会学系,香港)

摘要 通过分析2010年“中国家庭追踪调查”(CFPS)所收集的10~15岁青少年样本,本文考察了父母参与在“家庭社会经济地位影响青少年教育期望”这一关系中的中介作用以及这种作用的城乡差异。基于结构方程模型的数据分析结果显示,父母受教育程度和家庭收入都通过父母参与这条路径间接作用于子女对自身的教育期望。分城乡来看,本文所关注的父母参与的两个维度——学业期待和日常关怀——有效解释了城市家庭中父母受教育程度和家庭收入对青少年教育期望的影响;而在农村家庭中,父母参与也部分解释了父母受教育程度和家庭收入对青少年教育期望的影响。本文还对父母参与在城乡样本中差异化的中介作用给出了可能的解释。

关键词 家庭社会经济地位;父母参与;教育期望;结构方程模型

中图分类号:G40-052 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9468(2015)03-0158-19

一、引言

国外研究表明,个体早期学业阶段的教育期望(educational aspiration/expectation)对其未来学业成绩和教育获得具有重要影响。^[1-5]虽然期望对于一个人的未来成就并不具有决定性作用,但作为激励性的心理能量,期望可以驱动年轻人积极谋求学业上的成功。例如,多米娜(T. Domina)等基于美国中学生的一项研究发现,学生的教育期望对他们在校期间学业上的努力具有明显的促进作用。^[6]同时,青少年阶段又是认同建立和观念形成的重要社会化时期^[7]。因此,探索青少年教育期望的影响因素和形成过程,有助于引导个人在生命历程的早

收稿日期:2015-04-16

作者简介:刘保中,男,北京大学社会学系博士研究生。

张月云,男,香港中文大学社会学系博士研究生。

李建新,男,北京大学社会学系教授,博士。

致谢:感谢《北京大学教育评论》匿名审稿人的意见和修改建议。文责自负。

期阶段就树立良好的教育目标和教育规划,并进而促进其成长与发展。

家庭社会经济地位是青少年教育期望非常重要的预测性指标。地位获得的一系列研究最初证实了父母社会经济地位对子代学业成绩和教育期望的强烈影响^[8-10],后来的大量经验研究也印证了二者之间存在非常显著的正向关联^[11-14]——父母经济状况越好,受教育程度越高,子女的教育期望就越高。国内一些近期的研究也注意到家庭背景对于子女自身教育期望的影响^[15],但是对于这种影响以及背后作用机制的探讨,尚缺乏基于中国数据的经验分析。

家庭社会经济地位影响着青少年的教育期望,二者之间的联系如何发生?国外研究在检验家庭社会经济地位对青少年教育期望以及认知能力、社会行为、学业成绩等发展结果的影响机制时,发现父母观念、物质投入、养育活动等一系列父母参与因素发挥着重要的中介作用。^[16-19]近期的一些国内研究也开始关注到中国家庭教育中的父母参与(parental involvement)问题,例如周皓^[20]、张月云、黄国英和谢宇等人^[21]的研究。但是,这些研究的不足在于对父母参与这一概念的考察不够全面。结合西方文献,本文认为父母参与包含父母的教育观念和养育行为两个维度。下文分别用父母对子女的学业期待和日常关怀来表示这两个维度,并检验它们在家庭社会经济地位和青少年教育期望之间的中介作用。此外,由于中国特殊的城乡二元社会结构,城乡家庭在社会经济水平、教育观念和父母教养方式上存在较大差异,本文也将尝试探讨父母参与的中介效应机制在城乡家庭中是否存在不同。

本文以下部分安排如下:第二部分将就相关文献进行简要回顾,第三部分介绍研究设计和研究假设,第四部分介绍数据来源、变量和分析方法,第五部分详细报告模型分析的结果,第六部分是总结和讨论。

二、文献回顾

社会科学领域的研究普遍认为,家庭社会经济地位是影响儿童及青少年发展的重要因素。^[22]家庭为其子女提供经济、文化和智力资源,高收入家庭比低收入家庭更能够担负起教育的成本和物质保障,如居住条件、学习环境、学习费用等等^[23],同时,具有较高受教育水平的父母,能够为子女创造更多教育文化资源上的优势,以促进子女的学业发展和教育成就^[24]。家庭社会经济地位和子代发展后果之间的联系如何发生,或者说家庭的资源优势如何实现转化?科尔曼(J. S. Coleman)从家庭社会资本(family social capital)的角度进行了阐释,他认为,家庭社会资本嵌入于家庭成员尤其是父母与子女之间的关系中,是联系父母经济资本、人力资本和子女成长的纽带,缺少了这种代际互动关系的传递,子女就难以从父母的经济和人力资本优势中获益。^[25]因此,在科尔曼看来,父母的经济资本优势和人力资本优势可以为子女的抚育培养和成长发展提供良好的物质资源和认知环境,而良性的亲子关系起到了“孵化器”的作用。关于

儿童及青少年发展领域的研究也显示了家庭互动及养育实践的重要中介作用。^[26-27]

国外研究认为,作为家庭社会资本的父母参与是青少年教育期望的重要预测变量。^[28-31]首先,代际间传递价值观、偏好和期望,子代通过家庭社会化会习得父辈珍视教育的行为、态度和观念。其次,亲子互动的方式影响着子女对外部世界事件和环境的评估和应对,父母对其子女施加教育方面来自“重要他人”的积极鼓励,投入更多的教育资源和精力,重视学业成绩、参与子女教育实践、支持学校计划等,都有助于激发子女的教育期望。^[32-33]再次,父母参与对子女心理的发展也起到重要的干预作用,即父母更多地参与到孩子的生活和学习中,可以传递给孩子越多积极的信号,从而提升他们对未来的信心和被重视感。^[34]在代际互动中,当父母给予子女更多的关心、温暖与理解时,子女更容易形成较高水平的自尊(self-esteem)及自我效能感(self-efficacy),建立良好的学业自我观念(academic self-concept),往往会提高自身的教育期望。^[35-36]

父母参与受到家庭社会经济地位的影响,具有更高社会经济地位的父母会更多地涉入孩子教育实践中。何瑞珠从家庭缺失论(Family Deficiency Theory)和教育机构歧视论(Institutional Discrimination Theory)两个方面总结了家庭阶层地位影响子女教育中家长参与的原因,持前一种观点的研究者认为,父母受教育水平低导致家庭缺少重视教育的传统或者观念,导致父母参与子女教育的不足;持后一种观点的研究者认为,教育机构的一些隐晦歧视作风或排斥措施,把来自低下阶层的父母排除于系统之外,而来自低下阶层的父母在与教师交往时又往往缺乏自信,甚至逃避某些与教师会面的机会。^[37]此外,西方的一些经验研究也表明,相较于家庭收入高和父母受良好教育的家庭,社会经济地位低的家庭在收入、教育上的劣势削弱了父母提供回应性教养方式(responsive parenting)的能力,父母更倾向于权威主义且严厉的教养方式,更多进行体罚而非讲道理。^[38]由于受教育水平和认知能力的影响,在较高社会经济地位的家庭,父母在亲子沟通中也更擅长用适合的沟通词汇和认知刺激技巧。^[39]拉鲁(A. Lareau)在分析父母参与背后的社会阶层差异时认为还存在观念和制度上的差异,不同社会阶层的父母对他们以及学校教育在子女教育中的角色持有不同的价值观念。^[40]拥有高社会经济地位的父母对现行教育系统更加适应,懂得更好地与之协调,这些父母也更容易参与到“家庭合作”的教育实践中。

三、研究设计

本部分首先讨论“父母参与”这一概念的操作化问题。父母参与一般指父母感兴趣、了解并愿意参加到子女日常生活中来的程度^[41],它代表着一种重要的家庭社会资本^[42-43]。虽然父母参与的含义容易理解,但对这一概念的操作化使用却一直比较模糊,难以达成一致。^[44]过往学界关于父母参与的操作化指标

很多,主要涉及父母对子女的学业成就期望^[45-46];父母和子女的沟通,如讨论学校的事情^[47-48];对子女学业的监督、辅导和帮助,如督促、辅导完成家庭作业^[49];对子女日常行为的监督和关注,如对收看电视的引导、对子女朋友圈子的了解、对平时活动范围的关注^[50-51];多种形式的家校合作^[52];等等。越来越多的学者也同意,不能把父母参与简单化地归结为单一维度的因素,而应涵盖父母多方面的养育实践和教养方式。例如,斯科特琼斯(D. Scott-Jones)认为父母参与包括四个主要内容:重视、监督、帮助和共同从事^[53];帕克(H. Park)等人将父母参与区分为在家庭内部的活动以及与学校有关的活动^[54]。

根据以往研究对父母参与的操作化定义,本研究将父母参与区分为观念和和行为两个层面的影响,父母观念代表父母对子女学业的期望和态度,父母行为包括文化学习资料的提供、父母与子女的沟通、父母对子女的监督与帮助、父母对子女的关注等日常关怀行为。这种操作化策略主要出于两个方面的考虑:首先,本文将父母参与二分为观念和和行为两个维度,既涵盖了以往研究对父母参与界定的主要内容,也有利于模型的简洁;其次,如上文文献综述部分的分析,父母参与对子女教育期望的影响主要是从观念和和行为两个方面来施加的。

基于文献回顾,本文试图在家庭社会经济地位、父母参与和子女教育期望之间建立联系(见图1)。父母受教育程度和家庭收入影响着子女教育期望,同时通过父母学业期待和日常关怀间接影响到子女教育期望。此外,与西方不同,中国目前仍是一个城乡差别较大的国家,城乡家庭在社会经济状况、教育观念、教育方式等父母参与因素上存在较大差异;同时,城乡教育资源的不均衡分配,扩大了城乡教育机会的不平等,农村凭借可获得的优质教育资源实现向上代际流动的难度相对更大,这可能造成城乡家庭对获得教育机会感知上的差异。因此,考虑到中国社会的“二元性”,家庭社会经济背景通过父母参与影响青少年教育期望的过程在城乡家庭中可能是不同的。因此,本文提出如下假设:

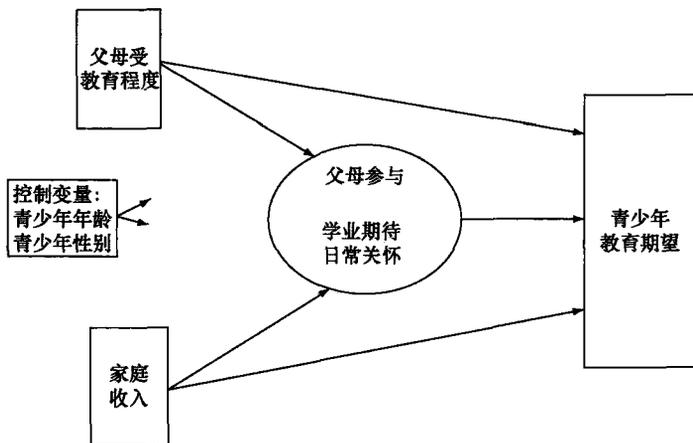


图1 家庭影响青少年教育期望的理论模型

假设1:家庭社会经济地位对青少年教育期望具有积极的影响。

假设2:父母参与是联系家庭社会经济地位和青少年教育期望的重要机制,是父母受教育程度和收入水平影响青少年教育期望的中介变量。具体而言,家庭社会经济地位通过影响父母学业期待和日常关怀间接影响着青少年教育期望,其中学业期待又对日常关怀的行为产生影响。

假设3:家庭社会经济地位通过父母参与间接影响青少年教育期望的路径在城乡家庭存在差异。

四、数据、变量和方法

(一) 数据与变量

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心主持的“中国家庭追踪调查”(CFPS)2010年的数据。CFPS样本覆盖了全国25个省、市、自治区的家庭,调查对象包含样本家户中的全部家庭成员,具有很好的全国代表性。国内关于家庭的社会调查或综合性社会调查,缺少针对少儿成长与发展的调查内容。CFPS(2010)回收有效少儿问卷8990份,并对少儿建立专门的数据库,收集了少儿成长过程中各个方面的信息,同时有翔实的家庭背景信息可供综合分析。^[55]其中,CFPS少儿问卷专门针对青少年进行了自我教育期望的测量,而以往全国性的社会调查没有收集这方面的信息。

关于分析样本,本文依次做了如下筛选:第一,由于CFPS对部分地区进行了过度抽样,为了使样本具有更好的代表性,本文使用了CFPS的再抽样样本^①;第二,由于CFPS少儿问卷只对10~15岁人群进行了教育期望的测量,因此本文删除了这一年龄段之外的儿童样本。同时,由于问卷中教育期望主要是询问在校正式就读的青少年的学历期望,因此由各种原因造成的目前已不再上学以及仍在就读幼儿园的样本也不符合研究需要,本文删除了这一部分样本。经过以上处理,得到样本2176个,去除各分析变量的缺失值之后,最终进入分析模型的样本量为2006个。

本文的因变量是青少年教育期望,通过CFPS问卷中“你认为自己最少应该念完哪种教育程度”这一问题来测量,回答分为“不必读书”、“小学”、“初中”、“高中”、“大专”、“大学本科”、“硕士”、“博士”,本文将期望教育程度重新编码为期望教育年限:“不必读书”=0、“小学”=6、“初中”=9、“高中”=12、“大专”=15、“大学本科”=16、“硕士”=19、“博士”=23。

^① CFPS在上海、辽宁、河南、甘肃、广东五个省市进行了过度抽样,使得这五个省市的样本具有独立的地区代表性;这五个省市的样本经过二次抽样获取的样本与其他省、市、自治区的样本合并后构成本文所使用的“再抽样样本”。

本文用父母受教育程度和家庭收入水平两个指标来测量家庭社会经济地位,其中,用父母较高一方的受教育年限来表示父母受教育程度,用家庭人均年收入的取对数来衡量家庭收入。

作为一个多向度和内容丰富的概念,在进行操作化时,应从多维度进行测量^[40]。首先,针对父母对子女学业期待的测量。以往研究通常采用父母教育期望(即期待子女获得何种程度的学历)来测量父母对子女的学业期待,戈雅蒂(K. Goyette)和谢宇(Y. Xie)的研究也发现,父母教育期望对子女自身教育期望具有较强的预测性。^[56]但由于CFPS只针对偶数岁子女的父母询问了他们期望子女获得何种程度的学历,为了避免样本量的损失,本文以父母对学业成绩的期待作为父母教育期待的替代变量。此替代变量在问卷中对应的问题为“如果满分100分,您期望孩子本学期/下学期的平均成绩是多少”,回答区间为0~100分。由于60分以下的回答很少,本文把60分以下的有效回答都编码为60分。其次,本文使用三组变量来测量父母的日常关怀行为。第一组变量为重视教育的家庭环境打分。由访员观察受访者的家庭环境来对“家庭的环境(比如孩子的画报、图书或其他学习资料)表明,父母关心孩子的教育”这一问题作出判断,回答分为“十分不同意”、“不同意”、“中立”、“同意”、“十分同意”,分别赋值1~5分。这一问题既反映了家庭是否为子女提供了更好的教育资源,某种程度上也反映了家庭是否提供了理想的学习激发环境,因为在拉鲁(A. Lareau)看来,家庭中图书等丰富的文化资料增加了子女接触认知刺激的机会,这种认知刺激有利于激发子女的学习兴趣、提高子女的认知能力。^[57]第二组变量为父母对子女的学习和生活关怀。CFPS问卷中设计了一组问题来反映父母对子女的学习和生活关怀以及家庭沟通情况,共包含六个题项,即“当这个孩子在学习时,您会经常放弃看您自己喜欢的电视节目以免影响其学习吗”,“自本学年开学以来/上学期,您经常和这个孩子讨论学校里的事情”,“您经常要求这个孩子完成家庭作业吗”,“您经常检查这个孩子的家庭作业吗”,“您经常阻止或终止这个孩子看电视吗”,“您经常限制这个孩子所看电视节目的类型吗”,回答人需要根据过去一年的实际情况,从“从不”、“很少(每月1次)”、“偶尔(每周1~2次)”、“经常(每周2~3次)”、“很经常(每周6~7次)”中进行选择,分别赋值1~5分,本文视之为连续变量。经过对此组问题的信度检验,Cronbach's Alpha系数为0.71,内部一致性较好,因此本文把六个问题项的分数进行了累加并计算平均值。第三组变量为父母对子女的行踪关注。针对“当你不在家时,父母知道你 and 谁在一起吗”这一问题,回答分为“从不知道”、“偶尔知道”、“有时候知道”、“大部分时候知道”、“总是知道”五种程度,分别赋值为1~5分,同

样,本文视之为连续变量。^①

本文选取了三个青少年人口特征变量:年龄、性别和户口^②。年龄是连续变量,其跨度为 10~15 岁。性别是二分变量,男孩为 1,女孩为 0。户口变量同样是二分变量,城市为 1,农村为 0。各变量的基本特征详见表 1。

表 1 变量基本特征描述

变量/指标	总样本	城市	农村	显著度
结果变量				
青少年教育期望年限(年)	14.91(3.65)	16.40(3.19)	14.50(3.66)	***
家庭社会经济地位变量				
父母最高受教育年限(年)	8.10(3.99)	11.46(3.37)	7.14(3.61)	***
家庭人均年收入(对数)	8.50(0.92)	8.95(0.89)	8.36(0.88)	***
父母参与变量				
学业期待(60~100分)	90.60(9.29)	92.36(7.09)	90.09(9.77)	***
日常关怀				
家庭环境(1~5分)	3.43(0.72)	3.71(0.68)	3.35(0.71)	***
学习和生活关怀(1~5分)	3.19(0.80)	3.54(0.72)	3.09(0.79)	***
行踪关注(1~5分)	3.35(1.33)	3.83(1.22)	3.21(1.32)	***
人口特征变量				
年龄(10~15岁)	12.45(1.72)	12.37(1.76)	12.47(1.71)	
性别(男孩)	50.40	48.65	50.90	
样本量	2006	446	1560	

注:1. 性别变量为百分比,其他变量为均值,括号内为标准差。

2. * $p < 0.1$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

(二) 分析方法

根据研究设想,除一些简单的描述性结果外,本文主要采用结构方程模型(structural equation modeling, SEM)进行分析,使用 amos17.0 统计软件。结构方程模型是探究理论、概念之间关系和结构的统计方法,它整合了因子分析、路

^① 需要说明的是,以上选取的父母参与的问题在问卷中均由同住的照顾孩子最多的成年人回答,因此严格来讲,本文的参与界定为“家长”参与更准确,不过考虑到父母通常是照顾孩子最多的人(通过对样本的数据匹配,城市样本中由父母其中一方作答的比例占 87.89%,父母均不同住的比例为 4.26%;农村样本中由父母其中一方作答的比例占 85.19% 父母均不同住的比例为 4.29%),本文依旧使用这些变量来反映父母参与的情况。

^② 本文还尝试把家庭子女数和青少年学习成绩(用青少年自评学业情况进行测量)作为控制变量引入本文的模型,以检验模型的稳健度。本文发现在控制了家庭子女数和青少年学习成绩的影响后,模型结果并未发生较大改变,只是模型的路径系数大小有所变动。因此,为了保证模型的简洁性,本文并未呈现更复杂的模型。

径分析和多重线性回归分析的思想和方法。^[58]巴伦(R. Baron)和肯尼(D. A. Kenny)认为,中介效应存在的前提是两个变量之间存在相关关系。^[59]因此本文首先分析了主要变量之间的相关关系。其后采用了两组结构方程模型对研究假设加以检验:第一,基础模型在控制青少年年龄和性别的前提下,在家庭社会经济情况(父母教育与收入水平)和青少年教育期望之间建立直接的路径影响,以检验假设1;第二,中介模型在基础模型中再加入潜变量父母参与,考察家庭社会经济地位、父母参与和青少年教育期望之间的路径影响,以检验假设2;同时对基础模型和中介模型分别做城乡青少年多群组分析,考察两组样本在路径系数上是否存在显著差异,以检验假设3。两组模型的方程具体设定如下:

基础模型只包含结构模型,其方程为:

$$\eta_1 = \beta_1 \text{edu} + \beta_2 \text{income} + \beta_3 \text{age} + \beta_4 \text{sex} + \zeta_1$$

其中, η_1 表示内生变量青少年教育期望, β_1 和 β_2 分别表示外生变量父母受教育程度和家庭收入水平对青少年教育期望影响的路径系数, β_3 和 β_4 分别表示控制变量青少年的年龄和性别对青少年教育期望影响的路径系数, ζ_1 代表青少年教育期望无法被完全解释的估计误差。

中介模型同时包含了测量模型和结构模型,其方程为:

测量模型方程式: $\xi_i = \lambda_i \eta_3 + \varepsilon_i$

结构模型方程式: $\eta_2 = \beta_5 \text{edu} + \beta_6 \text{income} + \beta_7 \text{age} + \beta_8 \text{sex} + \zeta_2$

$$\eta_3 = \beta_9 \text{edu} + \beta_{10} \text{income} + \beta_{11} \text{age} + \beta_{12} \text{sex} + \beta_{13} \eta_2 + \zeta_3$$

$$\eta_4 = \beta_{14} \text{edu} + \beta_{15} \text{income} + \beta_{16} \text{age} + \beta_{17} \text{sex} + \beta_{18} \eta_2 + \beta_{19} \eta_3 + \zeta_4$$

测量模型线性方程式中各参数含义如下: ξ_i 表示潜变量日常关怀的各观测变量, η_3 表示潜变量日常关怀, λ_i 为观测变量在潜变量上的因素负荷量, ε_i 表示测量残差。结构方程式各参数的含义为: η_2 表示父母对子女的学业期待, η_3 代表日常关怀, η_4 代表青少年教育期望, $\beta_5 \sim \beta_{19}$ 分别代表了每个影响变量对因变量的影响系数, ζ_2 、 ζ_3 和 ζ_4 表示因变量无法被其他影响变量解释的估计误差。

对结构方程模型拟合度的检验有很多指标,不同的研究者对这些指标的拟合标准的界定也不完全一样。最常用的指标是拟合优度的卡方统计量检验,通常认为,当模型卡方与自由度之比(χ^2/df)小于2时,可以认为模型拟合良好。但由于卡方检验的值较易受到样本容量的影响,尤其在大样本的情况下,卡方值会变得比较大,不能很好地判定模型的拟合,因此有文献推荐了其他模型拟合检验的指标^[60-62]。依据温忠麟等人提出的原则^[63],本文认为,如果分析模型在大多数评价准则上是好的拟合,就认为模型是可以接受的,但其他指数不能离界值太远。

五、结果分析

(一) 初步分析结果

根据表 1,农村青少年的教育期望年限大约比城市青少年低 2 年。家庭背景方面,父母受教育年限在城乡样本之间的均值差异超过了 4 年。在一系列父母参与变量上,城市青少年的相应取值都显著高于农村青少年。由于城乡间在以上这些变量上显著的分布差异,下文的分析结果将关注可能存在的城乡差异。

表 2 呈现了所有分析变量之间相关系数结果。正如本文的理论假设一样,父母受教育程度、家庭收入和青少年教育期望之间具有显著的正向关联。同时,父母受教育程度和家庭收入与父母参与之间、父母参与和青少年教育期望年限之间也具有非常显著的正向关系。通过户口和其他变量的相关系数可以看到,在家庭社会经济背景和父母参与程度上,城市家庭都显著高于农村家庭($p < 0.001$)。因此,本文理论模型里的研究变量彼此之间显著相关,可以分析父母参与的中介效应。

(二) 结构方程模型分析

按照理论模型,本文首先考察了无变量残差相关的模型,但理论模型与观察数据的拟合度欠佳,因此,本文又尝试进行了模型修饰(Model Modification),建立修正模型。根据 Amos 软件修正指数(Modification Indices)的指示,修正模型添加了四组变量的残差相关:父母受教育程度与家庭收入、年龄与学习和生活关怀、年龄与行踪关注、性别与行踪关注。修正模型拟合度良好。

接下来,本文对基础模型和中介模型分别进行了多群组分析(Multiple-Group Analysis),以检验城乡两组样本在回归系数上的差异是否显著。经过适配度检验,本文发现基线模型(Unconstrained model,即不考虑结构路径系数的模型)和结构系数模型(Structural weights model)均与数据拟合情况较好。进一步通过 χ^2 检验,基础模型中两组样本在结构模型系数上无显著差异,说明在未考虑中介效应的前提下,城乡家庭社会经济地位对青少年教育期望的影响系数不存在显著差异。中介模型中两组样本的结构模型系数存在显著差异,说明家庭社会经济地位、父母参与对城乡青少年群体教育期望的影响路径具有明显的组间差异。因此,对城乡两组样本的估计分别拟合了理论模型。

通过两个模型对比,可以发现家庭社会经济地位和青少年教育期望之间的关系以及父母参与的中介作用。表 3 中基础模型仅考虑了家庭社会经济地位和控制变量对青少年教育期望年限的影响,中介模型在基础模型之上加入了父母学业期待和日常关怀的影响。对比逐步回归的结果,在基础模型中,家庭社

表2 分析变量的相关系数矩阵

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9
结果变量									
1 青少年教育期望年限									
家庭社会经济地位变量									
2 父母最高受教育年限	0.269***								
3 家庭人均年收入对数	0.206***	0.334***							
父母参与变量									
4 学业成绩期待	0.201***	0.144***	0.049*						
5 家庭环境	0.167***	0.236***	0.194***	0.085***					
6 学习和生活关怀	0.201***	0.277***	0.157***	0.148***	0.255***				
7 行踪关注	0.184***	0.200***	0.151***	0.076***	0.152***	0.186***			
青少年人口特征变量									
8 年龄	-0.116***	-0.062**	0.024	-0.087***	0.033	-0.119***	0.044*		
9 性别	-0.057*	-0.022	0.033	-0.050*	-0.023	-0.016	-0.154***	-0.023	
10 户口	0.217***	0.452***	0.264***	0.102**	0.206**	0.235***	0.194***	-0.024	-0.019

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

会经济地位显著影响着青少年教育期望,城市家庭父母的受教育程度的非标准化路径系数为 0.167,即在控制其他变量的条件下,父母受教育程度每提高 6 年,城市青少年的自身教育期望随之提高 1 年,家庭收入对城市青少年教育期望的正向作用不显著,可能的原因是父母受教育程度部分解释了家庭收入的作用;农村家庭收入和父母受教育程度的非标准化路径系数分别为 0.552 和 0.159。在加入父母参与影响的中介模型中,城市家庭父母受教育程度对青少年教育期望年限的影响的非标准化路径系数,由基础模型中的统计显著变为中介模型中的不显著,农村家庭父母教育程度和收入的影响在中介模型中的统计显著性也有不同程度的降低,其系数值分别由 0.159 和 0.552 下降为 0.067 和 0.339。

表 3 青少年教育期望的结构方程模型检验

	青少年教育期望年限	
	城市	农村
SES + 控制变量(基础模型)		
父母受教育程度	0.167*** (0.049)	0.159*** (0.025)
家庭收入	0.285(0.182)	0.552*** (0.104)
模型 R ²	0.078	0.065
χ^2/df	1.928	2.770
CFI	0.976	0.961
IFI	0.977	0.963
RMSEA	0.046	0.034
SES + 父母参与 + 控制变量(中介模型)		
父母受教育程度	-0.044(0.092)	0.067* (0.030)
家庭收入	0.126(0.247)	0.339** (0.113)
学业期待	0.043(0.030)	0.042*** (0.010)
日常关怀	7.315* (2.993)	2.001*** (0.456)
模型 R ²	0.319	0.127
χ^2/df	1.949	1.732
CFI	0.952	0.983
IFI	0.955	0.955
RMSEA	0.046	0.022

注:1. 表中各变量的系数为非标准化系数,括号内为标准误,限于篇幅,控制变量的系数并未列出,在模型拟合度方面,各模型检验均适合。

2. * $p < 0.1$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

为了更好地展现本文中介变量的影响以及这种影响过程的城乡差异,图 2 和图 3 分别呈现了基于城乡两组样本的中介模型的路径。图中列出了显著的标准化路径系数,不显著的路径用虚线标示。同时,表 5 呈现了包括控制变量

在内的所有影响变量对因变量标准化的直接效果、间接效果和总效果。从检验结果上看,两个模型的多个检验指标值基本符合标准,获得了可以接受的拟合度。城乡两个群体父母参与的观察变量与其潜变量父母参与之间的路径系数参数(因素负荷量)也均在0.001水平上统计显著。

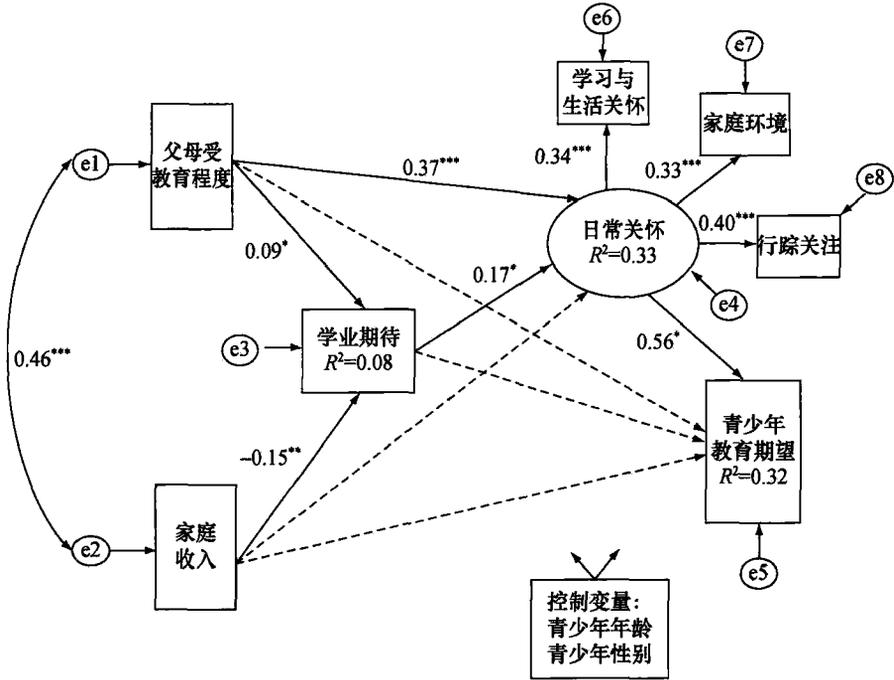


图2 城市青少年教育期望的结构方程模型

注:1. 模型拟合度指标为, $\chi^2 = 29.238; \chi^2/df = 1.949; CFI = 0.952; IFI = 0.955; RMSEA = 0.046$ 。

2. 图中所系数均为标准化系数;虚线代表不显著。

3. * $p < 0.1$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

在城市家庭中(见图2),父母受教育水平通过影响学业期待(0.09)和日常关怀(0.37)间接影响着青少年的自我教育期望(0.56)。城市家庭的收入水平通过影响学业期待(-0.15)并进而影响日常关怀,最终间接影响着青少年的自我教育期望(0.07)仍为正向效应。在控制了家庭背景和父母学业期待影响的前提下,父母的日常关怀对青少年教育期望具有显著的直接效应(0.56)。尤其值得注意的是,在引入学业期待和日常关怀这两个方面的父母参与因素后,父母受教育程度和家庭收入对青少年教育期望的直接影响作用在0.1的显著水平上都不具有统计显著性,这说明模型中所关注的父母参与因素有效地解释了家庭社会经济地位对青少年教育期望的积极作用。

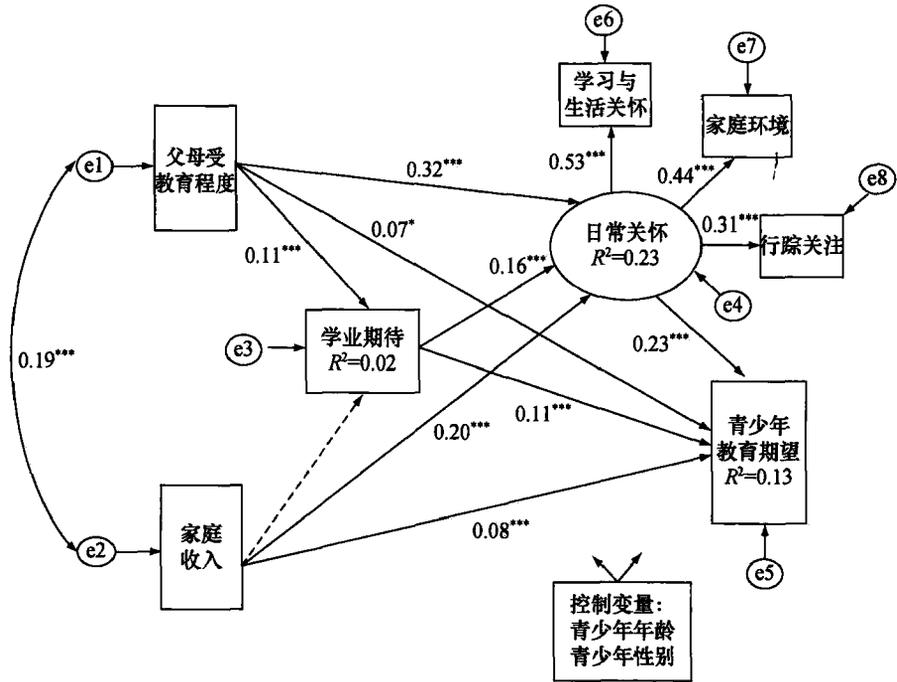


图3 农村青少年教育期望的结构方程模型

注:1. 模型拟合度指标为 $\chi^2 = 24.248$, $\chi^2/df = 1.732$, CFI = 0.983, IFI = 0.983, RMSEA = 0.022。

2. 图中所有系数均为标准化系数;虚线代表不显著。

3. * $p < 0.1$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

对于农村家庭来说(见图3),父母受教育程度同样显著影响着他们的学业期待(0.11)和日常关怀(0.32),并通过学业期待(0.11)和日常关怀(0.23)间接影响着青少年教育期望。家庭收入则通过显著影响父母的日常关怀(0.20)间接影响着青少年教育期望(0.23)。与图2基于城市样本所呈现的结果不同,图3显示,在加入了父母参与的影响之后,农村家庭父母受教育程度和家庭收入对农村青少年教育期望仍具有显著的直接影响(标准化效应为0.07和0.08),这说明,学业期待和日常关怀两个层面的父母参与与未能完全解释农村家庭社会经济地位对青少年教育期望的影响。

通过图2和图3分城乡的路径模型图,可以简单归纳出两条主要发现。第一,数据分析验证了父母参与的中介作用。具体来讲,对于城乡两组样本来说,父母参与都是家庭社会经济地位和青少年教育期望之间重要的中介变量。社会经济地位越高的父母,越容易表现出更高的学业期待和较高质量的日常关怀行为,更可能营造重视教育的家庭环境,给予子女学习和生活上更多的关怀以及更密切的关注,其子女也越可能期望自己接受更高水平的教育。父母的日常关怀行为又受到他们教育观念即学业期待的影响。第二,尽管在家庭社会经济

地位对青少年教育期望的影响链条中,父母参与在城乡样本中均表现出重要的中介作用,但是这种间接影响的程度在两组样本中存在差异。城市家庭父母受教育程度对青少年教育期望的总效应(0.18)远大于家庭收入的总效应(0.07),农村家庭父母受教育程度和家庭收入对青少年教育期望的总效应则相差不多(0.16和0.13)。另外从整体上看,模型对因变量方差的解释比例在城乡间差别较大,城市为31.9%,农村只有12.7%。同时,表4显示,在城乡两组样本中,基础模型对青少年教育期望年限的解释方差相差不多(7.8%和6.5%),但是在加入父母参与变量的影响之后,城市青少年教育期望年限的 ΔR^2 (24.1%)却远大于农村青少年(6.2%),这说明相较于农村家庭,本文所关注的父母参与因素对城市青少年提升教育期望的贡献更大。

表4 各影响变量对因变量的标准化的直接、间接和总效应

影响变量	因变量	城市			农村		
		总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
年龄	学业期待	-0.24	-0.24***	—	-0.05	-0.05*	—
	日常关怀	-0.30	-0.26*	-0.04	0.15	0.16**	-0.01
	教育期望	-0.16	0.03	-0.19	-0.10	-0.13***	0.03
性别	学业期待	-0.05	-0.05	—	-0.05	-0.05*	—
	日常关怀	0.13	0.13	-0.00	-0.07	-0.06	-0.01
	教育期望	-0.03	-0.09	0.06	-0.07	-0.05*	-0.05
父母受教育程度	学业期待	0.09	0.09*	—	0.11	0.11***	—
	日常关怀	0.39	0.37***	0.02	0.34	0.32***	0.02
	教育期望	0.18	-0.05	0.23	0.16	0.07*	0.09
家庭收入	学业期待	-0.15	-0.15**	—	0.03	0.03	—
	日常关怀	0.11	0.13	-0.02	0.21	0.20***	0.01
	教育期望	0.07	0.03	0.04	0.13	0.08**	0.05
学业期待	日常关怀	0.18	0.18*	—	0.16	0.16***	—
	教育期望	0.19	0.10	0.09	0.15	0.11***	0.04
养育行为	教育期望	0.56	0.56*	—	0.24	0.23***	—

注:1. “—”表示没有在模型中检验此关系。

2. 本表仅报告了变量直接效应的显著度,* $p < 0.1$,** $p < 0.01$,*** $p < 0.001$ 。

六、结论与讨论

本文从家庭层面探寻影响青少年教育期望的因素和机制,试图弥补国内当前对教育期望关注的不足,并借此考察教育结果在家庭内部产生运作的心理动力机制。本文基于CFPS数据,主要回答了两个具体问题:一是家庭社会经济地

位是否对青少年教育期望具有积极影响,二是父母参与对上述联系所起到的中介作用以及这种影响机制在城乡家庭中的不同表现。

分析结果验证了本文的假设。父母的受教育程度和家庭收入对青少年教育期望具有积极的影响效应,这与国外相关研究结论相吻合。路径模型的结果证实了中介效应的存在,父母受教育程度和家庭收入通过父母学业期待、营造重视教育的家庭环境、学习和生活上的关怀、密切的行踪关注等一系列日常关怀行为,间接影响着青少年的教育期望。家庭社会经济地位对父母参与子女教育具有正向效应,而有效的父母参与又对青少年教育期望具有积极的直接影响。也就是说,家庭社会经济情况越好,父母越能够有效参与子女的教育实践,子女的教育期望就越容易得到提升。

父母参与在代际资源传递与阶层再生产的过程中所扮演的重要“中介角色”,彰显了父母参与的力量。何瑞珠^[64]、吴重涵等^[65]的研究都发现家长参与对儿童的自我观念、成长发展具有显著的促进作用,弱势家庭可以通过改善父母参与,弥补家庭背景上的劣势对子女发展造成的消极影响。以往研究侧重于识别儿童和青少年发展的风险因素,家庭社会经济上的劣势会使青少年个人在成长过程中面临更多的发展风险,一定程度上忽略了如何为面临风险的个人提供获得成功的保护性措施。^[66]家庭社会经济背景为孩子成长提供了结构性环境,但是父辈的经济资本和人力资本优势需要借助积极的父母参与等形式的家庭社会资本,才能促进子代更好成长。以往的教育改革主要关注制度化教育中的公平,作为学校教育系统有效支撑的父母参与往往被忽视。父母参与的重要作用为降低风险因素、探寻提升子女学业成就的积极干预策略提供了启发。

本文的另一个发现是父母参与的中介作用存在异质性。具体讲,虽然父母参与的中介作用在城乡两组样本中均得到验证,但是两组样本的影响路径存在差异。相较于农村家庭,城市家庭父母参与因素对青少年提升自我教育期望的助力更大。同时,在控制了学业期待和日常关怀的中介影响后,农村家庭社会经济地位对青少年教育期望仍具有显著的直接效应。简言之,数据分析结果显示,父母参与的中介作用在城市青少年样本中相对更“有效”。

尽管父母参与的中介作用存在城乡差异,但由于文章篇幅有限,本文并没有进一步探究这种城乡差异的原因。这也是本文的局限。事实上,这个问题足以构成另一项相对独立的研究,需要细致的理论探讨以及数据分析来支撑。此处仅对这个问题给出可能的解释。首先,父母参与的中介作用在城乡间存在差异,可能与本文对父母参与这个概念的操作化定义有关。如前文所述,父母参与是一个涵义丰富的概念。尽管本文所界定的父母参与变量测量了观念和行为两个层面,但仍有可能只是测量到父母参与概念的部分内容;而同时,未测量到的父母参与维度在农村家庭中发挥着更显著的作用。由此,本文测量的父母参与变量在城市样本中要比在农村样本中具有更高的信度。其次,本文测量的父母参与变量在农村样本中的中介作用相对较小,也说明农村家庭社会经济地

位与青少年教育期望之间还存在其他较为显著的中介机制。例如,当前中国农村家庭中有相当一部分的父母外出工作^[67],这有助于家庭收入的提高以及家庭对孩子经济支出的提高^[68],但同时却使得父母无法给予留守在老家的孩子充分的“日常关怀”^[69],这样,对有父母外出工作的农村家庭来说,对孩子的经济支出和非经济方面的“父母参与”便构成一种此消彼长的关系;而在城市家庭中,父母参与程度和父母对孩子的经济支出则更可能是一致性的。

本文的另一项局限是,所分析的青少年样本(10~15岁)年龄跨度较小,因而不足以进一步展示父母参与程度及其中介作用是否在孩子不同的年龄段有差异。这也是一个有趣的话题。例如,一项美国的研究关注了1972—2007年这段时期美国父母对孩子的经济支出,研究发现在20世纪90年代以前,父母对孩子经济支出的峰值出现在孩子十几岁的时候;而在20世纪90年代以后,父母对孩子的经济支出则随孩子年龄的增长呈现出U型,即父母的经济支出更加侧重分配到孩子的儿童时期和20多岁的年龄阶段。^[70]以后的研究可以结合中国的教育背景,通过分析更大年龄范围的样本或者对儿童较长期的跟踪调查数据,专门探讨父母参与和孩子年龄之间的关系。

参考文献

- [1][8] Sewell, W. H., & Shah, V. P. (1968). Parents' education and children's educational aspirations and achievements. *American Sociological Review*, 33(2), 191-209.
- [2] Duncan, O. D., & Featherman, D. L. (1972). Psychological and cultural factors in the process of occupational achievement. *Social Science Research*, 1(2), 121-145.
- [3] Campbell, R. T. (1983). Status attainment research: End of the beginning or beginning of the end? *Sociology of Education*, 36, 47-62.
- [4] Hanson, S. L. (1994). Lost talent: Unrealized educational aspirations and expectations among US youths. *Sociology of Education*, 67(3), 159-183.
- [5] Strand, S., & Winston, J. (2008). Educational aspirations in inner city schools. *Educational Studies*, 34(4), 249-267.
- [6] Domina, T., Conley, A., & Farkas, G. (2011). The link between educational expectations and effort in the college-for-all era. *Sociology of Education*, 84(2), 93-112.
- [7] Erikson, E. H. (1964). A memorandum on identity and Negro youth. *Journal of Social Issues*, 20(4), 29-42.
- [9] Blau, P., & Duncan, O. (1967). *The American occupational structure*. New York: Basic Books.
- [10] Haller, A., & Woelfel, J. (1972). Significant others and their expectations: Concepts and instruments to measure interpersonal influence on status aspirations. *Rural Sociology*, 37(4), 591-622.
- [11][56] Goyette, K., & Xie, Y. (1999). Educational expectations of Asian American youths: Determinants and ethnic differences. *Sociology of Education*, 72(1), 22-36.

- [12] Rothon, C., Arephin, M., Klineberg, E., Cattell, V., & Stansfeld, S. (2011). Structural and socio-psychological influences on adolescents' educational aspirations and subsequent academic achievement. *Social Psychology of Education*, 14(2), 209-231.
- [13] Astone, N. M., & McLanahan, S. S. (1991). Family structure, parental practices and high school completion. *American Sociological Review*, 56(3), 309-320.
- [14] Sayer, L. C., Gauthier, A. H., & Furstenberg, F. F. (2004). Educational differences in parents' time with children: Cross-national variations. *Journal of Marriage and the Family*, 66, 1149-1166.
- [15] 王甫勤, 时怡雯. 家庭背景、教育期望与大学教育获得[J]. 社会, 2014(1):175-195.
- [16] Stevenson, D., & Baker, D. (1987). The family-school relation and the child's school performance. *Child Development*, 58, 1348-1357.
- [17][27] DeGarmo, D. S., Forgatch, M. S., & Martinez, C. R. (1999). Parenting of divorced mothers as a link between social status and boys' academic outcomes: Unpacking the effects of socioeconomic status. *Child Development*, 70, 1231-1245.
- [18] Yeung, W. J., Linver, M. R., & Brooks-Gunn, J. (2002). How money matters for young children's development: Parental investment and family processes. *Child Development*, 73, 1861-1879.
- [19] Davis-Kean, P. E. (2005). The influence of parent education and family income on child achievement: The indirect role of parental expectations and the home environment. *Journal of Family Psychology*, 19(2), 294-304.
- [20] 周皓. 家庭社会经济地位、教育期望、亲子交流与儿童发展[J]. 青年研究, 2013(3): 11-26.
- [21] 张月云, 黄国英, 谢宇. 教育期望和教育投入[A]. 中国民生发展报告 2013[M]. 北京: 北京大学出版社, 2013:93-99.
- [22] Duncan, G., & Brooks-Gunn, J. (Eds.). (1997). *Consequences of growing up poor*. New York, NY: Russell Sage Foundation.
- [23][25] Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94, S95-S120.
- [24] Bourdieu, P., & Passeron, J. C. (1990). *Reproduction in education, society and culture* (Vol. 4). Newbury Park, CA: Sage.
- [26] Caughy, M. O., Di Pietro, J. A., & Strobino, D. M. (1994). Day-care participation as a protective factor in the cognitive development of low-income children. *Child Development*, 65, 457-471.
- [28] Garg, R., Kauppi, C., Lewko, J., & Urajnik, D. (2002). A structural model of educational Aspirations. *Journal of Career Development*, 29(2), 87-108.
- [29][32] Teachman, J. D., & Paasch, K. (1998). The family and educational aspirations. *Journal of Marriage and Family*, 60, 704-714.
- [30] Wang, M., & Ngai, S. S. Y. (2011). The effects of single parenthood on educational aspiration: A comparative study of children in the United Kingdom and Hong Kong. *Child & Youth Services*, 32(2), 135-154.

- [31] Byun, S. Y. , Meece, J. L. , Irvin, M. J. , & Hutchins, B. C. (2012). The role of social capital in educational aspirations of rural youth. *Rural Sociology*, 77(3), 355-379.
- [33] Seginer, R. (1983). Parents' educational expectations and children's academic achievements: A literature review. *Merrill-Palmer Quarterly*, 29(1), 1-23.
- [34] Hango, D. (2007). Parental investment in childhood and educational qualifications: Can greater parental involvement mediate the effects of socioeconomic disadvantage? *Social Science Research*, 36(4), 1371-1390.
- [35] Gasser, C. E. , Larson, L. M. , & Borgen, F. H. (2004). Contributions of personality and interests to explaining the educational aspirations of college students. *Journal of Career Assessment*, 12(4), 347-365.
- [36] Rottinghaus, P. J. , Lindley, L. D. , Green, M. A. , & Borgen, F. H. (2002). Educational aspirations: The contribution of personality, self-efficacy, and interests. *Journal of Vocational Behavior*, 61(1), 1-19.
- [37][64] 何瑞珠. 家长参与子女的教育:文化资本与社会资本的阐释[J]. 教育学报, 1999(1):233-261.
- [38] Sampson, R. J. , & Laub, J. H. (1994). Urban poverty and the family context of delinquency: A new look at structure and process in a classic study. *Child Development*, 65(2), 523-540.
- [39] Conger, R. D. , & Donnellan, M. B. (2007). An interactionist perspective on the socioeconomic context of human development. *Annual Review of Psychology*, 58, 175-199.
- [40][57] Lareau, A. (1987). Social class differences in family-school relationships: The importance of cultural capital. *Sociology of Education*, 60, 73-85.
- [41] Wong, M. M. (2008). Perceptions of parental involvement and autonomy support: Their relations with self-regulation, academic performance, substance use and resilience among Adolescents. *North American Journal of Psychology*, 10(3), 497-518.
- [42] McNeal, R. B. (1999). Parental involvement as social capital: Differential effectiveness on science achievement, truancy, and dropping out. *Social Forces*, 78(1), 117-145.
- [43] Marjoribanks, K. , & Mboya, M. (2001). Family capital, goal orientations and South African adolescents' self-concept: A moderation-mediation model. *Educational Psychology*, 21(3), 333-350.
- [44] Fan, X. , & Chen, M. (2001). Parental involvement and students' academic achievement: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 13(1), 1-22.
- [45] Bloom, B. S. (1980). The new direction for educational research: Alterable variables. *The Journal of Negro Education*, 49(3), 337-349.
- [46][49][50] Yan, W. , & Lin, Q. (2005). Parent involvement and mathematics achievement: Contrast across racial and ethnic groups. *The Journal of Educational Research*, 99(2), 116-127.
- [47] Christenson, S. L. , Rounds, T. , & Gorney, D. (1992). Family factors and student achievement: An avenue to increase students' success. *School Psychology Quarterly*, 7, 178-206.

- [48][54] Park, H., Byun, S., & Kim, K. (2011). Parental involvement and students' cognitive outcomes in Korea. *Sociology of Education*, 84, 3-22.
- [51] Muller, C. (1998). Gender differences in parental involvement and adolescents' Mathematics achievement. *Sociology of Education*, 71(4), 336-356.
- [52] Epstein, J. L. (1991). Effects on student achievement of teachers' practices of parent involvement. In S. Silvern. (ed.). *Advances in reading/language research: Literacy through family, community, and school interaction*. Greerwich, CT: JAI Press, Vol. 5, pp. 261-276.
- [53] Scott-Jones, D. (1995). Parent-child interactions and school achievement. Ryan, B. A. et al. (Eds.). *The family-school connection: Theory, research, and practice (Vol. 2)*. Thousand Oaks: Sage Publications, 75-107.
- [55] 谢宇, 胡婧炜, 张春泥. 中国家庭追踪调查:理念与实践[J]. 社会, 2014(2):1-32.
- [58] 孙凤. 主观幸福感的结构方程模型[J]. 统计研究, 2007(2):27-32.
- [59] Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.
- [60] 郭志刚. 社会统计学分析方法——SPSS 软件应用[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 1999.
- [61] 邱皓政, 林碧芳. 结果方程模型的原理与应用[M]. 北京: 中国轻工业出版社, 2009.
- [62] 吴明隆. 结构方程模型:AMOS 的操作与应用[M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2009.
- [63] 温忠麟, 侯杰泰, 马什赫伯特等. 结构方程模型检验: 拟合指数与卡方准则[J]. 心理学报, 2004(2):186-194.
- [65] 吴重涵, 张俊, 王梅雾. 家长参与的力量——家庭资本、家院校合作与儿童成长[J]. 教育学术月刊, 2014(3):15-27.
- [66] Furstenberg, E. F. J., & Hughes, M. E. (1995). Social capital and successful development among at-risk youth. *Journal of Marriage and the Family*, 57, 580-592.
- [67] 段成荣, 黄颖. 就学与就业——我国大龄流动儿童状况研究[J]. 中国青年研究, 2012(1):91-96.
- [68] Xu, H., Liu, A., & Zhang Y. (2015). Inequality in children's wellbeing and development: Evidence from a national panel study. *Chinese Journal of Sociology*, 1(1), 88-107.
- [69] 马多秀. 心灵关怀:农村留守儿童德育的诉求[J]. 中国教育学刊, 2011(1): 76-79.
- [70] Kornrich, S. & Furstenberg, F. (2013). Investing in children: Changes in parental spending on children, 1972—2007. *Demography*, 50:1-23.

(责任编辑 范皓皓)

The Starting Wages of College Graduates from the 211-project Universities

YUE Changjun, CHEN Chao Chih

Page 143

Based on nationwide survey data sets of college graduates conducted in 2013 by the Graduate School of Education of Peking University, this paper has analyzed what influenced the starting wages of college graduates with HLM model and path analysis. The research results are concluded as following. First, both the level-two factors, including 211-project university and school location, and the level-one factors, including reservation wages, work location, and work unit had significant impact on their starting wages. The average starting wage of graduates from 211-project universities was 8.9% higher than that of graduates from other universities. Second, both the level-two factors, including 211-project university and school location, and the level-one factors, including gender, family income, the expectation wage, and academic achievement had significant impact on their reservation wages. The average reservation wage of graduates from 211-project universities was 22.9% higher than that of graduates from other universities. Third, the 211-project university had not only direct impact on their starting wages but also indirect impact through affecting their reservation wages.

Family SES and Adolescent Educational Expectation: Mediating Role of Parental Involvement

LIU Baozhong, ZHANG Yueyun, LI Jianxin

Page 158

Drawing upon an adolescent sample (age 10-15) collected by the China Family Panel Studies (CFPS) in 2010, this paper examines the role of parental involvement in mediating the relationship between family SES (socio-economic status) and adolescents' educational expectation, and investigates whether the mediating role of parental involvement differs across urban and rural families in recent China. Results based on structural equation modeling shows that both the effects of parental education and family income on adolescents' educational expectation are effectively realized through parental involvement. For urban adolescents, the two dimensions of parental involvement operationalized in this paper, parental academic expectation and parental daily care, could substantially explain the effects of parental education and family income on adolescents' educational expectation. For rural adolescents, the effects of parental education and family income are just partly explained by parental involvement. We also propose our explanation in the conclusion part with respect to the differential mediating roles of parental involvement in urban and rural families.